

# DESVALORIZAÇÕES CAMBIAIS E CAPTAÇÃO DE DIVISAS: O CASO BRASILEIRO DE SOJA EM GRÃO

## Exchange depreciations and reception of exchange value: the Brazilian soybean case

Francisco Carlos Cunha Cassuce<sup>1</sup>, Maurinho Luiz dos Santos<sup>2</sup>

### RESUMO

Neste trabalho, apoiado na teoria da Abordagem das Elasticidades, objetivou-se mostrar a influência da desvalorização cambial no valor das exportações brasileiras. Para isso, utilizaram-se os modelos SVAR (Vetores Auto-regressivos Estruturais) para calcular as elasticidades de oferta de divisas, determinando se desvalorizações na moeda aumentariam ou reduziriam o valor exportado de soja em grão. Pelos resultados, verificou-se que desvalorizações cambiais de fato elevam o valor das exportações brasileiras. Nas funções de impulso-resposta, verifica-se que o preço de exportação é a variável que exerce maior influência no valor exportado, sugerindo, talvez, que políticas que desonerem as exportações brasileiras de soja em grão podem contribuir para a captação de divisas por meio desse produto.

**Palavras-chaves:** soja em grão, valor exportado, SVAR.

### ABSTRACT

This paper, supported on the theory of the Boarding of the Elasticities, had as objective to show the influence of the exchange rate depreciation in the value of the Brazilian exportations. For this purpose, Structural Vector Autoregressive Models (SVAR Models) were used to calculate the offer of foreign currency elasticities, determining if depreciations in the currency would increase or reduce the exported value of soybean. The results showed that cambial depreciations really raise the value of the Brazilian exportations. The impulse response functions show that the exportation price is the variable that exerted greater influence in the exported value, indicating, perhaps, that politics that degenerate the Brazilian soybean exportations can contribute for the capitation of foreign currency through this product.

**Key words:** soy bean, exported Value, SVAR.

## 1 INTRODUÇÃO

Todas as comercializações no mercado mundial dependem da conversibilidade de moedas nacionais em estrangeiras, a qual é determinada pela política cambial. Dessa forma é de fundamental importância estabelecer como a taxa de câmbio afetaria o comércio brasileiro com o resto do mundo, especificamente no que tange à geração de divisas.

Problemas relacionados com o câmbio e com regimes cambiais, ao longo da história brasileira, apareceram de forma freqüente na pauta de discussão do governo, muito embora, nos últimos três anos, 2001, 2002 e 2003, o país tenha apresentado superávits na balança comercial de 2,6, 13,1 e 24,8 bilhões de dólares, respectivamente. O País, nas últimas cinco décadas, enfrentou sérios problemas relativos à balança comercial e de serviços, os quais, na maioria das vezes, tentaram ser contornados pela desvalorização da moeda.

Em vários trabalhos, como os de Castro & Cavalcanti (1997) e Cavalcanti & Ribeiro (1998), verificaram-se os efeitos

da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras, porém, apenas os efeitos diretos de tal taxa. Segundo a teoria da abordagem das elasticidades, existem efeitos secundários que poderiam fazer com que desvalorizações no câmbio reduzissem o valor das exportações brasileiras em divisas. O que se propõe é verificar se esses efeitos realmente procedem no caso de soja em grão.

Para isso, optou-se por analisar o mercado de soja em grão, primeiro pelo fato de esse produto estar se destacando neste momento, no país, e segundo, por pertencer ao setor do agronegócio brasileiro (que vem se firmando como principal setor exportador e, que tem cumprido o papel de estabilizador da economia, visto que gera considerável soma em divisas ao país, sendo responsável por, aproximadamente, 30% das exportações brasileiras e colaborando para o controle dos preços, uma vez que o aumento de produtividade do setor reduz os preços dos produtos agrícolas) e pelo fato de a soja em grão representar, em 2003, cerca de 5,87% das receitas de exportações brasileiras (BRASIL, 2003). Além disso, o

<sup>1</sup>Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa/UFV – DER – Viçosa, MG – fcccassuce@yahoo.com.br

<sup>2</sup>Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa/UFV – Viçosa, MG – mlsantos@ufv.br

Recebido em 19/09/05 e aprovado em 06/03/06

Brasil pode ser considerado “grande”<sup>3</sup> no mercado mundial, na oferta desse produto.

Em vários trabalhos, enfatiza-se a influência da taxa de câmbio nas exportações brasileiras. Barros et al. (2002), Castro & Cavalcanti (1997), Castro & Rossi Júnior (2000) e Cavalcanti & Ribeiro (1998), demonstraram que havia relação direta entre variação positiva na taxa de câmbio (real/dólar) e quantidade exportada. Já Reis et al. (1999), Sachsida & Teixeira (2004) e Silva & Barros (2003) mostraram que havia relação positiva entre taxa de câmbio e saldo em conta corrente, ou seja, variações positivas na taxa de câmbio contribuiriam para aumentar as exportações e reduzir as importações. Maia & Silva (2003) comprovaram a relação positiva entre câmbio e valor das exportações de café. Contudo, todos esses trabalhos apresentaram apenas os impactos diretos da taxa de câmbio nas exportações. Os impactos indiretos, ou secundários, foram ignorados, o que quer dizer que desvalorizações cambiais podem reduzir o valor das exportações brasileiras em divisas.

Dessa forma, percebe-se a importância de um estudo apropriado em que se busque estimar a elasticidade de oferta de divisas de soja em grão, com o objetivo de compreender quais são os reais impactos das variações cambiais e de políticas de desvalorização cambial na oferta de divisas brasileira desse bem. Nesse ponto, essa seria uma contribuição, tendo em vista que não há muitos estudos que considerem efeitos diretos e indiretos de variações da taxa de câmbio sobre o valor exportado em divisas dos produtos brasileiros.

Para que fique clara a importância do produto

analisado neste trabalho para a economia brasileira, faz-se necessário apresentar um panorama do mercado mundial desse produto.

### 1.1 Mercado mundial de soja em grão

A soja em grão tem sido o principal produto brasileiro de exportação, nos últimos anos. Em 2003, esse produto foi responsável por 5,87% da pauta de exportação. No período de 1995 a 1996, os Estados Unidos eram responsáveis por 72,5% das exportações mundiais de soja, ao passo que o Brasil respondia por apenas 10,80%, em um total de 31,86 de milhões de toneladas. Já no período de 2001 a 2002, a safra mundial elevou-se para 55,96 milhões de toneladas, e o Brasil passou a responder por 27,30% das exportações mundiais, sendo os Estados Unidos responsáveis por 51,80%.

No final de 2004, o Brasil tornou-se o maior exportador mundial de soja em grão, movimento que não foi acompanhado pelos seus derivados (farelo e óleo de soja). Para Timossi (2003), isso se deve à localização das indústrias esmagadoras, que se concentram nas antigas regiões produtoras de soja, atualmente longe das novas áreas de expansão (Centro-Oeste). Segundo Timossi (2003), a expansão das exportações de soja em grão deve-se à implantação da Lei Kandir, aprovada em 1996, que concedeu isenção da cobrança de ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços) a produtos primários e semi-elaborados destinados à exportação.

Nas Tabelas 1, 2 e 3, apresentam-se a produção, a exportação e a importação mundiais, de soja em grão, por países, nas safras 96/97 a 2003/04.

Pode-se notar a grande importância dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina na produção e exportação mundiais e, mais recentemente, da China, principal importadora, e da União Européia.

<sup>3</sup> A colocação “grande” retrata o fato de que, ao deixar de exportar esses produtos, o Brasil poderá afetar o preço desses bens no mercado mundial.

**TABELA 1** – Produção mundial de soja (mil toneladas métricas).

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
EUA	64.780	73.176	74.598	72.224	75.055	78.672	74.291	78.517
Brasil	27.300	32.500	31.300	34.200	39.000	43.500	52.500	56.000
Argentina	11.200	19.500	20.000	21.200	27.800	30.000	35.500	37.000
China	13.220	14.728	15.152	14.290	15.400	15.410	16.510	16.600
Índia	4.100	5.350	6.000	5.200	5.250	5.400	4.000	5.440

Fonte: AGRIANUAL (2004).

\* Atualizado em julho de 2003.

Em 1996, a União Européia destacava-se como o principal destino das exportações brasileiras de soja em grão, sendo responsável por demandar 82,20% das exportações brasileiras, ficando o segundo lugar com o Japão, 8,70%, e com a China, apenas 0,40%. Em 2001, esse quadro sofreu consideráveis mudanças. A União Européia demandou 64,10% da soja brasileira em grão, enquanto a China elevou, consideravelmente, seu consumo de soja brasileira, sendo responsável por 20,40% da demanda mundial desse produto.

Na Tabela 4, verificam-se os dados referentes ao

consumo mundial de soja em grão. Destaca-se, na Tabela 4, o aumento do consumo chinês de soja em grão, pelo que se constata o potencial desse mercado. O Brasil também se apresenta como grande consumidor de soja em grão, terceiro maior consumidor do mundo, além de ter aumentado, o consumo interno de farelo e óleo de soja.

Para Figueiredo (2004) e Silva Neto (2004), apesar da insistente queda nos preços internacionais do grão e do aumento dos estoques, a produção vem aumentando, incentivada pelo crescimento da demanda internacional do bem e de seus derivados.

**TABELA 2** – Exportação mundial de soja (mil toneladas métricas).

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
EUA	24.110	23.760	21.898	26.537	27.103	28.948	28.032	26.943
Brasil	8.363	8.750	8.930	11.161	15.470	15.000	20.934	22.005
Argentina	750	3.230	3.233	4.131	7.415	6.005	9.300	9.900
Paraguai	2.150	2.390	2.350	2.120	2.550	2.110	2.800	3.030
Canadá	478	769	876	949	747	495	700	800

Fonte: AGRIANUAL (2004).

\* Atualizado em julho de 2003.

**TABELA 3** – Importação mundial de soja (mil toneladas métricas).

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
China	2.274	2.940	3.850	10.100	13.245	10.385	18.200	18.500
União Européia	14.572	15.137	14.859	14.218	17.440	18.300	17.395	18.296
Japão	5.043	4.873	4.807	4.907	4.767	5.023	5.150	5.050
México	2.720	3.502	3.766	4.039	4.381	4.510	4.850	5.000
Taiwan	2.632	2.387	2.150	2.300	2.330	2.578	2.200	2.260

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de (2003).

**TABELA 4** – Consumo mundial de soja (mil toneladas métricas).

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
EUA	42.317	47.701	48.736	47.388	49.203	50.869	47.811	48.837
China	14.309	15.472	19.929	22.894	26.697	28.310	32.935	35.660
Brasil	21.637	21.200	22.610	22.910	24.690	26.911	30.662	33.220
Argentina	11.565	13.746	18.407	18.045	18.400	22.059	25.685	26.836
União Européia	15.686	16.575	16.589	15.278	18.355	19.232	18.412	19.051

Fonte: AGRIANUAL (2004).

\* Atualizado em julho de 2003.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1 Modelo teórico

O modelo teórico deste estudo baseia-se nas teorias de comércio internacional. Especificamente neste trabalho será utilizada a teoria da Abordagem das Elasticidades, inicialmente desenvolvida por Lerner (1933) e Marshall (1923), citados por Azevedo (2002), o qual enfoca os impactos das desvalorizações cambiais na balança comercial.

Segundo Campos (1978), nos demais modelos de comércio internacional, avaliam-se apenas os efeitos primários de uma desvalorização cambial sobre o valor das exportações e importações, ou seja, uma desvalorização no câmbio elevaria as exportações brasileiras e reduziria as importações. Os efeitos secundários seriam, por exemplo, o fato de a desvalorização cambial, num primeiro momento, elevar as exportações e, em seguida, a renda interna. Esse aumento da renda interna, num segundo momento, reduziria as exportações e aumentaria as importações. Há de ressaltar que tais efeitos poderiam ser controlados por políticas cambiais ou monetárias.

De acordo com Campos (1978), a quantidade comercializada e o preço internacional dependem das elasticidades-preço da oferta e da demanda de exportação. Se tais curvas fossem elásticas, um aumento no preço aumentaria mais que proporcionalmente a quantidade exportada, mas reduziria mais que proporcionalmente a quantidade demandada. A elasticidade, por sua vez, dependeria da quantidade ofertada e das curvas de exportação e importação dos países.

Segundo Azevedo (2002), a desvalorização cambial causaria efeitos nos preços relativos e domésticos dos bens exportáveis. O impacto imediato de uma desvalorização seria nos preços relativos; uma desvalorização cambial reduziria o preço dos bens produzidos no país, em termos de moeda estrangeira. A queda nos preços relativos tornaria as exportações mais competitivas no mercado externo, resultando no aumento das exportações, em unidades físicas<sup>4</sup>.

O efeito da desvalorização cambial sobre o preço doméstico é dado pelo aumento das exportações, advindo dessa mesma desvalorização. Esse impacto secundário da desvalorização da moeda caminha na direção oposta aos efeitos sobre o preço relativo, desencorajando as exportações. A importância desse poder de compensação

depende da magnitude do aumento percentual do preço do bem exportado. Segundo Campos (1978), isso pode ser mensurado para determinar o aumento percentual na quantidade exportada, em face de uma desvalorização percentual na taxa de câmbio, que, associado ao conceito de flexibilidade de preços da função de oferta de exportação, apresenta a variação percentual no preço doméstico, dado, matematicamente, por:

$$\alpha = \left( \frac{1}{\varepsilon_x} \right) \beta \quad (1)$$

em que  $\alpha$  é aumento percentual no preço doméstico do bem exportado, causado pela desvalorização de 1% na taxa de câmbio;  $\varepsilon_x$ , elasticidade-preço da oferta de exportação, relativa ao preço em moeda do país exportador; e  $\beta$ , aumento percentual na quantidade exportada, resultante da desvalorização de 1% na taxa de câmbio, que depende da elasticidade de demanda de importação, em moeda estrangeira, e do aumento percentual do preço doméstico do bem exportado ( $a$ ), dada uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio, em moeda estrangeira. Logo, o aumento na quantidade exportada,  $\hat{a}$ , resultante da desvalorização de 1% na taxa de câmbio, é expresso fundamentalmente por:

$$b = h_x (1 - a) \quad (2)$$

em que  $\eta_x$  é elasticidade-preço da demanda de importação estrangeira. Substituindo (2) em (1), tem-se:

$$a = \frac{h_x}{(\varepsilon_x + h_x)} \quad (3)$$

O que interessa aos países, quando se adota uma política de desvalorização cambial para incentivar as exportações, é se o valor exportado ou a entrada de divisas serão aumentados. Para isso, é necessário que se analise a elasticidade de oferta de divisas, que é derivada das relações apresentadas anteriormente. Tal elasticidade pode ser denotada por:

$$m^s = 1 - 1 \quad (4)$$

em que  $\mu^s$  é elasticidade-preço da oferta de divisas, em relação a seu preço, em moeda nacional, e  $\lambda$ , aumento percentual no valor das exportações, em moeda nacional.

<sup>4</sup> Para maiores detalhes ver Krugman & Obstfeld (2004).

O  $\lambda$  é decomposto nos efeitos preço e quantidade, ou seja, no aumento percentual do preço doméstico do bem exportado ( $\alpha$ ) e no aumento percentual da quantidade exportada ( $\beta$ ). Logo, conforme o que foi explicitado anteriormente, tem-se:

$$m^s = \alpha + \beta - 1 \quad (5)$$

A substituição das equações (2) e (3) na equação (5) apresenta a elasticidade de oferta de divisas em função das elasticidades-preço de oferta de exportação e de demanda de importação, dada por:

$$m^s = \frac{e_x (h_x - 1)}{(e_x + h_x)} \quad (6)$$

A partir da estimação desta elasticidade, pode-se concluir que:

1) se  $\mu^s < 1$ , haverá queda na entrada de divisas, diante das desvalorizações da taxa de câmbio.

2) se  $\mu^s = 1$ , a desvalorização da taxa de câmbio não terá efeito sobre a entrada de divisas.

3) se  $\mu^s > 1$ , ocorrerão aumentos na entrada de divisas, diante das desvalorizações da taxa de câmbio.

## 2.2 Modelo empírico

O modelo empírico empregado no trabalho constituiu-se de modelos de auto-regressão vetorial (VAR) e auto-regressão vetorial estrutural (SVAR).

Nos modelos VAR, todas as variáveis são tratadas como endógenas. Esse modelo foi desenvolvido por Sims (1986), citado por Vieira (1995), para o estudo de dinâmica macroeconômica. Tais modelos são bem convenientes, pois possibilitam a realização de previsões e de análises dinâmicas, sem necessidade de especificar inicialmente um modelo teórico.

Por meio desse modelo será estimado um VAR, que relaciona o valor das exportações com a taxa de câmbio real<sup>5</sup> preço de exportação e renda externa, no intuito de gerar funções de impulso-resposta<sup>6</sup>, nas quais se verifica qual valor das exportações diante de choques nessas variáveis. Espera-se que haja resposta positiva do valor das exportações a aumentos na renda externa e preço de exportação e relação negativa entre aumentos na taxa de câmbio e valor das exportações. O modelo estimado segue a seguinte forma, também chamada de forma padrão:

$$BX_t = T_0 + \sum_{i=1}^p T_{t-i} X_{t-i} + e_t \quad (7)$$

em que, a matriz B contém os parâmetros das variáveis no tempo t;  $X_{t-i}$ , vetor das variáveis incluídas no modelo;  $T_0$ , vetor de interceptos;  $T_i$ , matriz dos parâmetros das variáveis no tempo t-i.

Pré-multiplicando (7) por  $B^{-1}$ , tem-se:

$$X_t = B^{-1}T_0 + \sum_{i=1}^p B^{-1}T_{t-i}X_{t-i} + B^{-1}e_t \quad (8)$$

Nos modelos estimados para a oferta de exportação brasileira e para demanda de importação mundial, referente à soja em grão, foram estimados modelos SVAR. Ao contrário dos modelos VAR, nos quais as variáveis se afetam mutuamente, os modelos SVAR levam em consideração as relações econômicas entre as variáveis.

Segundo Maia (2001), para estimar o modelo SVAR é necessário saber se, ao passar do sistema primitivo (7) para o reduzido (8), o número de incógnitas do sistema primitivo será o mesmo do sistema reduzido. Para ilustrar, retoma-se o sistema de equações (8).

A estimação por Mínimos Quadrados do sistema (8) resultou em  $m = B^{-1}e_t$ , cuja matriz de covariância é simétrica e dada por  $Cov(m) = S$  que, por sua vez, é utilizada para estimar  $B^{-1}$ . De acordo com Hamilton (1994),  $\hat{m}$  possui  $K(K+1)/2$  parâmetros livres, sendo este o número máximo de parâmetros livres que B poderá conter. Os parâmetros da matriz B devem ser desconhecidos, e B deve ser não-singular e normalizada em sua diagonal principal. Se o modelo VAR for recursivo, ou seja, se, a partir do sistema reduzido, chegar-se ao sistema primitivo com o mesmo número de equações, a matriz B será triangular inferior e terá  $K(K+1)/2$  parâmetros, sendo o modelo totalmente identificável, tendo assim a construção do SVAR.

<sup>5</sup>A taxa de câmbio real será utilizada no lugar da taxa de câmbio real efetiva, devido ao fato de não terem sido obtidos dados dessa variável nos anos anteriores a 1980. Segundo Cavalcanti & Ribeiro (1998), conforme comprovado no trabalho citado, a utilização dessa variável como *proxy* da taxa de câmbio real efetiva se justifica pelo fato de ambas apresentarem o mesmo comportamento, caminhando juntas no decorrer do tempo.

<sup>6</sup>Para maiores detalhes, ver Hamilton (1994).

<sup>7</sup>Para maiores detalhes, ver Maia (2001).

Determinada a matriz B, pode-se apresentar a relação contemporânea entre as variáveis, a qual obedece a determinado modelo econômico. No modelo estimado para a oferta de exportação, a renda externa foi considerada variável exógena do modelo. Assim, a renda externa será afetada, dentro do modelo, apenas por choques na própria renda externa, como, se verifica na equação (9):

$$e_{re} = e_{re} \quad (9)$$

em que  $\theta_{re}$  é a inovação na renda externa e  $\mathcal{E}_{re}$ , choque estrutural da renda.

A taxa de câmbio, por sua vez, será determinada por choques na renda externa, admitindo-se que a elevação na renda externa eleve a demanda de exportações brasileiras e, conseqüentemente, a oferta por divisas (ou dólares), reduzindo, assim, a taxa de câmbio que equilibra o mercado de divisas; e por choques na própria taxa de câmbio, como se verifica na equação (10):

$$e_{tc} = -a e_{re} + e_{tc} \quad (10)$$

em que  $\theta_{tc}$  é a inovação na taxa de câmbio;  $a e_{re}$ , choque da taxa de juros; e  $\mathcal{E}_{tc}$ , choque estrutural dos preços.

O preço de exportação será afetado pelos choques na renda externa; caso essa renda se eleve, aumentará a demanda de exportações e, conseqüentemente, o preço de exportação; pela desvalorização cambial, visto que esse evento barateia as mercadorias brasileiras e, conseqüentemente, reduz o preço de exportação; e pelo próprio preço de exportação, o que pode ser representado pela equação (11):

$$e_{pe} = -f e_{re} - l e_{tc} + e_{pe} \quad (11)$$

em que  $\phi_{pe}$  é inovação no preço de exportação;  $\phi e_{re}$ , choque da renda externa;  $\lambda e_{tc}$ , choque da taxa de câmbio; e  $\mathcal{E}_{pe}$ , choque estrutural do preço de exportação.

Por último, como variável mais endógena no modelo, tem-se a quantidade exportada, que será determinada pela renda externa, visto que aumentos nesse preço elevariam a demanda de exportações brasileiras; pela taxa de câmbio, admitindo-se que desvalorizações nessa taxa tornariam os produtos brasileiros mais baratos e, conseqüentemente, aumentariam a quantidade exportada; por fim, pelo preço de exportação, dado que acréscimos nesse preço reduziram a quantidade exportada. Essa relação pode ser vista na equação (12):

$$e_{qe} = -s e_{re} - q e_{tc} - d e_{pe} + e_{qe} \quad (12)$$

em que  $\theta_{qe}$  é inovação na quantidade exportada;  $\sigma e_{re}$ , choque da renda externa;  $\theta e_{tc}$ , choque da taxa de câmbio;  $d e_{pe}$ , choque dos preços de exportação; e  $\mathcal{E}_{qe}$ , choque estrutural da quantidade exportada.

Esses choques estruturais, apresentados nas equações (9), (10), (11) e (12), e o seu mecanismo de propagação, característica do modelo SVAR, podem ser representados pela Matriz  $B_e$ , de relação contemporânea entre as variáveis.

$$B_e = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -a & 1 & 0 & 0 \\ -f & -l & 1 & 0 \\ -s & -q & -d & 1 \end{vmatrix} \quad (13)$$

No modelo estimado para a demanda de importação do resto do mundo, relaciona-se a quantidade importada pelo resto do mundo (Qimp) com a renda externa (Re) e com o preço de importação (Pimp). Nesse modelo, considera-se a renda externa como a variável mais exógena. Dessa forma, a renda externa será afetada apenas por choques nela mesma, como se observa na equação (14):

$$e_{re} = e_{re} \quad (14)$$

em que  $e_{re}$  representa a inovação na renda externa; e  $\mathcal{E}_{re}$ , choque estrutural na renda externa.

O preço de importação sofrerá influência da renda externa, já que aumento na renda internacional tenderá a fazer com que o resto do mundo importe mais e, conseqüentemente, eleve o preço das mercadorias importadas, e do próprio preço de importação, como se verifica na equação (15):

$$e_{pi} = -j e_{re} + e_{pi} \quad (15)$$

em que  $e_{pi}$  é inovação no preço de importação;  $\phi e_{re}$ , choque estrutural na renda externa; e  $\mathcal{E}_{pi}$ , choque estrutural no preço de importação.

Por último, a quantidade importada será determinada pela renda externa, uma vez que elevações nessa renda aumentariam a demanda de importação e, conseqüentemente, a quantidade importada; pelo preço de importação, considerando-se que uma elevação no preço de importação reduziria a demanda de bens importados e, conseqüentemente, a quantidade importada; e pela própria

quantidade importada, como se observa na equação (16):

$$e_{qi} = -w e_{re} - p e_{pi} + e_{qi} \quad (16)$$

em que  $e_{qi}$  é inovação na quantidade importada;  $w e_{re}$ , choque estrutural na renda externa;  $p e_{pi}$ , choque estrutural no preço de importação; e  $e_{qi}$ , choque estrutural na quantidade importada.

Esses choques estruturais, apresentados nas equações (14), (15) e (16), e o mecanismo de propagação desses choques, característica do modelo, podem ser representados pela matriz  $B_1$ <sup>8</sup>, de relação contemporânea entre as variáveis:

$$B_1 = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -j & 1 & 0 \\ -w & -p & 1 \end{vmatrix} \quad (17)$$

É importante salientar que esses choques estruturais podem ser considerados elasticidades, caso as variáveis estejam na forma logarítmica, as quais foram utilizadas para determinar as elasticidades de oferta de divisas.

Depois de estimados os modelos, foram realizados alguns testes estatísticos, com o intuito de fornecer a eles consistência. Esses testes foram feitos para, com eles, detectar problemas freqüentemente encontrados nesses modelos, como autocorrelação e a possibilidade de se trabalhar com séries não-estacionárias em nível.

Para verificar se as séries são estacionárias foi realizado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), além do teste do Multiplicador de Lagrange, que fornece a informação da presença ou não de autocorrelação entre os erros. Para determinar o número de defasagens utilizado nos modelos, empregaram-se os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ). Para determinar se as séries são co-integradas ou não, foi realizado o teste de Johansen-Juselius<sup>9</sup>.

O período de análise da soja em grão compreendeu os anos de 1961 a 2002. Os dados utilizados são secundários, e os referentes à quantidade exportada, importada, valor de exportação e renda externa (onde se utilizaram, como *proxy*, dados de importações mundiais) foram coletados nos *sites* da Food and Agricultural Organization (FAO, 2004), enquanto os referentes à taxa de câmbio real, nos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2004).

A renda externa e o valor das exportações estão em dólares americanos e foram deflacionadas pelo IPA norte-americano, com base no ano de 1995. Os dados referentes à taxa de câmbio (real/dólar) foram deflacionados pela razão IPA americano e IGP-DI brasileiro, ambos com base no ano de 1995.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### 3.1 Análise de Estacionariedade, Co-Integração e Autocorrelação das Variáveis

Pelos resultados apresentados na Tabela 1A, do Anexo, verifica-se que as séries preço de exportação (Pexp), quantidade exportada (Qexp), renda externa (R), valor exportado (Vexp), quantidade importada (Qimp), preço de importação (Pimp) e taxa de câmbio (Tx) são não-estacionárias em nível e estacionárias na primeira diferença.

Determinada a ordem de integração das séries, cabe agora determinar se elas são co-integradas ou não. No Apêndice, apresentam-se as estatísticas Max-Eigen<sup>10</sup>, do teste Johansen-Juselius, para testes de co-integração nos modelos de quantidade exportada, quantidade importada e valor exportado do produto em questão, assim como os testes de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ), e do Multiplicador de Lagrange, para testar autocorrelação entre os erros e para determinar o número de defasagens para cada modelo. Verifica-se que em nenhum dos modelos houve presença de co-integração. Isso indica que os modelos têm de ser estimados utilizando as primeiras diferenças das séries.

Na Tabela 5, encontram-se resultados dos testes, citados anteriormente, para cada modelo estimado. O modelo de demanda de importação de soja em grão apresentou autocorrelação, o que foi corrigido ao aumentar o número de defasagens.

Os resultados do número de defasagens utilizadas nos modelos também são apresentados na Tabela 5. Contudo, esses resultados se tornam secundários na presença de autocorrelação, tornando-se prioridade eliminá-la, o que é feito através do aumento do número de defasagens.

<sup>8</sup> Matrizes semelhantes à  $B_1$  e a  $B_0$  podem ser encontradas em Maia (2001, p. 17). Maiores detalhes ver QMS (2004).

<sup>9</sup> Uma discussão detalhada sobre esses testes pode ser encontrada em Gujarati (2000) e Hamilton (1994).

<sup>10</sup> Existem outros testes para determinar a co-integração entre as séries, porém seus resultados são muito semelhantes.

**TABELA 5** – Resumo dos testes estatísticos e determinação da metodologia utilizada.

Produto	Modelo	MEU	PCI	PA	NDU
Soja em grão	OEB	SVAR	Não	Não	1
	DIM	SVAR	Não	Sim	2
	VEB	VAR	Não	Não	1

Fonte: Dados da pesquisa.

MUE – modelo utilizado para estimação; PCI – presença de co-integração; PA – presença de autocorrelação; NDU – número de defasagens utilizadas após a correção feita para autocorrelação; OEB – oferta de exportação brasileira; DIM – demanda de importação mundial; VEB – valor exportado brasileiro.

### 3.2 Análise econômica dos modelos estimados

Os modelos estimados para quantidade exportada do Brasil e quantidade importada pelo resto do mundo foram estimados utilizando a primeira diferença das variáveis. Como elas estão em logaritmo, os resultados encontrados se referem às elasticidades de curtíssimo prazo.

O modelo estimado para oferta brasileira de exportação de soja em grão é apresentado na Tabela 6<sup>11</sup> e apresenta resultados contrários ao esperado, no que se refere ao sentido das relações entre as variáveis. O preço de exportação influenciou, negativamente, a quantidade exportada de soja em grão do Brasil, o que contradiz a teoria econômica, e o mesmo ocorreu com a influência da renda externa no preço de exportação e na taxa de câmbio. Pelos resultados encontrados, uma valorização de 1% na taxa de câmbio elevaria a quantidade exportada em 0,12%, lembrando que as variáveis estão em logaritmo, e 0,12 é o coeficiente da taxa de câmbio em relação à quantidade exportada. A mesma análise pode ser feita para os demais parâmetros.

Na Tabela 7, apresenta-se o modelo estimado para as importações mundiais de soja em grão<sup>12</sup>. Assim como no modelo de exportação, no de importação mundial de soja em grão, apresentaram-se relações inversas às esperadas, visto que a renda externa e o preço de importação influenciaram, negativamente e positivamente, a quantidade importada, além de a renda externa ter influenciado, negativamente, o preço de importação. Uma

elevação em Pexp de 1% estaria elevando a Qimp em 0,40%. Mesmo com a elevação do Pimp, fatores como o crescimento da produção de quase 30% da produção de suíno na China, na última década, segundo dados do AGRIANUAL (2004), por exemplo, podem estimular a aquisição de soja em grão. Interpretações semelhantes podem ser feitas aos demais parâmetros.

O fato de essas elasticidades estarem invertidas não é incomum, já que eventos e variáveis não contidos no modelo podem tê-la causado. No caso da soja em grão, segundo Figueiredo (2004), houve expansão da demanda mundial<sup>13</sup>, no período de 1990 a 2004, embora os preços estivessem caindo, além de o consumo interno brasileiro ter aumentado, especialmente no que diz respeito aos derivados da soja, como o óleo e o farelo.

Outro fator importante foi o crescente aumento das importações da China, país que vem apresentando elevados índices de crescimento, razão da elevação de suas importações. Esses fatos, aliados à criação da Lei Kandir, comentada anteriormente neste trabalho (seção 1.1) e à existência de possíveis barreiras não-tarifárias, podem ter causado distúrbios no mercado de soja em grão, aumentando as exportações à medida que seus preços caíam, o que fez com que se obtivessem os resultados encontrados.

### 3.3 Análise da elasticidade de oferta de divisas

Calculadas as elasticidades-preço de oferta de exportação brasileira e de demanda de importação mundial, resta agora encontrar a elasticidade de oferta de divisas. Como observado anteriormente, se a elasticidade de oferta de divisas encontrada fosse maior que 1, uma desvalorização cambial aumentaria a arrecadação em divisas, por meio das exportações do produto em questão. Caso essa elasticidade fosse menor que 1, as desvalorizações reduziriam o acúmulo de divisas por meio das exportações do produto relacionado e, caso fosse igual a 1, nada alteraria a entrada de divisas.

<sup>11</sup> Dos 10 parâmetros estimados, seis foram significativos.

<sup>12</sup> Todos os parâmetros estimados foram significativos.

<sup>13</sup> O crescimento de países como a China e o aumento do consumo mundial de soja em grão e de seus derivados podem estar causando a expansão da demanda mundial desse produto, mesmo com os preços em queda.

**TABELA 6** – Estimativa das relações contemporâneas da quantidade exportada de soja em grão pelo Brasil\*

	<b>R</b>	<b>Tx</b>	<b>Pexp</b>	<b>Qexp</b>
R	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Tx	0.271829	1.000000	0.000000	0.000000
Pexp	-0.922665	-0.772837	1.000000	0.000000
Qexp	0.559735	0.120204	-0.359243	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

\* as variáveis estão em primeira diferença.

**TABELA 7** – Estimativa das relações contemporâneas da quantidade mundial importada de soja em grão\*

	<b>R</b>	<b>Pimp</b>	<b>Qimp</b>
R	1.000000	0.000000	0.000000
Pimp	-0.673826	1.000000	0.000000
Qimp	-0.913688	0.405408	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

\* as variáveis estão em primeira diferença.

Ao utilizar as elasticidades-preço da oferta de exportação brasileira de soja em grão (-0,359) e de demanda de exportação mundial (0,405) desse produto, encontradas nos modelos de quantidade exportada do Brasil e quantidade importada do resto do mundo, utilizando-se a equação(6), chegou-se à elasticidade de oferta de divisas (i) de 4,627, significando que uma desvalorização cambial na ordem de 1,000% elevaria o valor, em divisas, das exportações brasileiras de soja em grão em 4,627%. Como analisado anteriormente, demonstra-se, com isso, que a oferta de exportação brasileira de soja em grão foi menos sensível a preços do que a demanda mundial de importação do produto em questão, o que indica, talvez, a capacidade do país em determinar preços nesse mercado.

No resultado, verifica-se a desvalorização cambial, como medida para captar divisas e possivelmente equilibrar o balanço de pagamentos, pode ser uma política adequada. Embora controversos, resultados contrários foram encontrados por Tejada et al. (2004), para produtos agropecuários no Rio Grande do Sul, e por Ferreira (2000), para produtos manufaturados, significando que desvalorizações cambiais reduziram o valor exportado de produtos manufaturados. É interessante ressaltar que ambos utilizaram metodologia de Pass-through da taxa de câmbio sobre preços de importação e exportação. Essa metodologia é de certa forma explicada pela abordagem das elasticidades, adotada neste trabalho, e pela abordagem da estrutura dos mercados e das características do produto.

### 3.4 Efeito da taxa de câmbio, preço de exportação e renda externa no valor das exportações brasileiras

Pela análise de impulso-resposta para o valor exportado de soja em grão, tem-se na Figura 1, a reação do valor das exportações brasileiras de soja em grão a choques de um desvio-padrão na renda externa. Como pode ser visto na Figura 1, a renda externa influenciou, positivamente, o valor das exportações brasileiras de soja em grão. O aumento da renda de países da União Européia e da China, principais importadores de soja em grão, afetou positivamente a demanda por soja em grão, o que se refletiu no aumento do valor exportado.

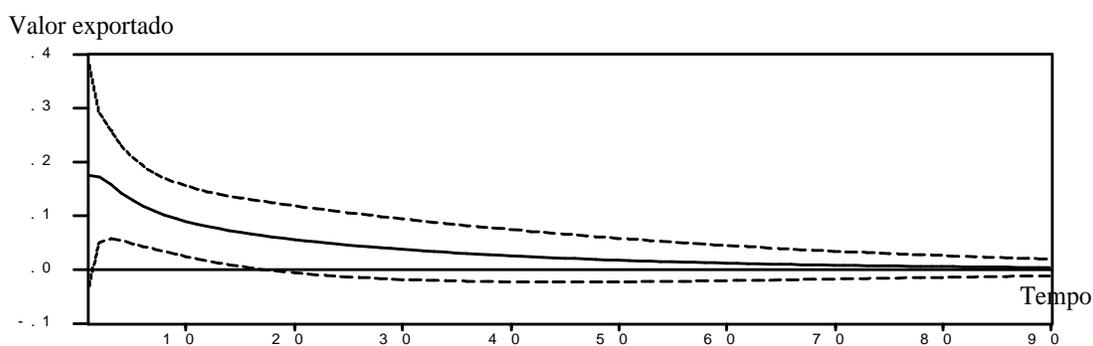
A relação entre valor de exportação de soja em grão e taxa de câmbio é apresentada na Figura 2. Assim como a renda externa, a taxa de câmbio influenciou positivamente, nos primeiros períodos, o valor das exportações brasileiras de soja em grão, o que confirma os resultados encontrados, valendo-se da elasticidade de oferta de divisas, no longo prazo essa relação a principio seria inversa, com a taxa de câmbio influenciando o valor exportado negativamente, retornando ao equilíbrio após 85 períodos.

A relação entre preço de exportação e valor das exportações de soja em grão é apresentada na Figura 3. O preço de exportação, que acompanhou as demais variáveis, exerceu influência positiva nesse valor, em todos os períodos, retornando, a partir do vigésimo ano, ao equilíbrio anterior.

Todas as três variáveis, preço de exportação, taxa de câmbio e renda externa, afetaram positivamente o valor exportado de soja em grão, no curto e médio prazo, ou seja, elevações na renda externa, taxa de câmbio e preço de exportação elevam o valor recebido em dólares pelos exportadores brasileiros de soja em grão. Dessas variáveis apenas o preço de exportação pode ser totalmente controlado pelo Brasil, que é um dos maiores exportadores do produto, já que a renda externa está livre da influência brasileira e a taxa de câmbio é muito sensível a choques externos. A renda é totalmente exógena e a taxa de câmbio sofre influências de fatores externos.

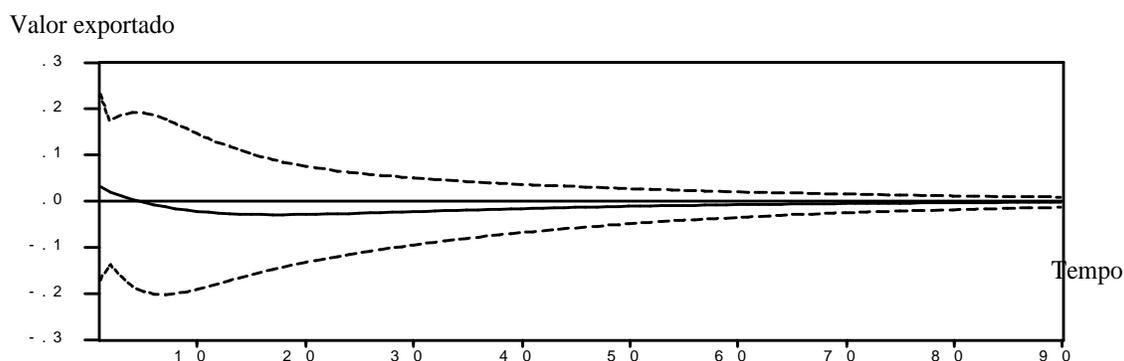
Verifica-se, também, que o preço de exportação foi a variável que exerceu maior influência no valor das exportações brasileiras de soja em grão, principalmente no curto prazo.

Nas funções de impulso-resposta, verifica-se que essas influências se propagaram por vários períodos, tendendo ao equilíbrio inicial no caso do preço de exportação, fato que não ocorre com a renda externa e a taxa de câmbio, no qual o retorno aos níveis iniciais de equilíbrio é alcançado somente no longo prazo. Verifica-se, com isso, que variações nessas variáveis, em especial no nível de renda, provocam mudanças que permanecerão no longo prazo.



Fonte: Dados do trabalho.

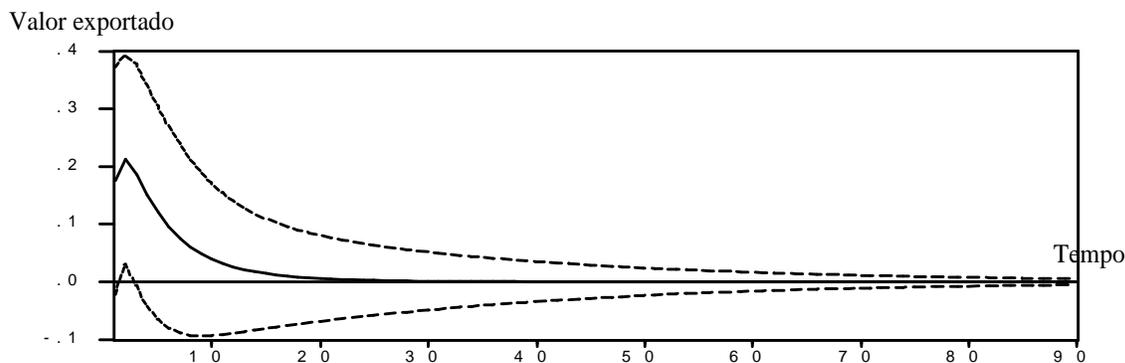
**FIGURA 1** – Resposta do valor das exportações de soja a choques na renda externa<sup>14</sup>.



Fonte: Dados do trabalho.

**FIGURA 2** – Resposta do valor das exportações de soja a choques na taxa de câmbio.

<sup>14</sup> As linhas tracejadas correspondem ao desvio padrão.



Fonte: Dados do trabalho.

**FIGURA 3** – Resposta do valor das exportações de soja a choques no preço de exportação.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo dos anos, o Brasil tem enfrentado sérios problemas em sua balança comercial, os quais, na maioria das vezes, eram solucionados, mesmo que temporariamente, por meio de desvalorizações cambiais.

Com este trabalho, buscou-se testar a eficiência de determinadas políticas cambiais e desvalorizações na taxa de câmbio no valor exportado de soja em grão. Tal produto foi escolhido por ser representativo na pauta de exportação brasileira.

Para tal, foram estimados modelos de oferta de exportação brasileira e de demanda de importação mundial para o produto em questão, com o objetivo de encontrar a elasticidade-preço de exportação e a elasticidade-preço de importação, podendo, a partir daí, encontrar a elasticidade de oferta de divisas, o que traria a informação se uma desvalorização cambial reduziria, ou não, o valor das exportações brasileiras. Além disto, foram estimadas funções de impulso-resposta, que relacionavam o valor exportado com choques na renda externa, taxa de câmbio e preço de exportação, objetivando analisar como o valor exportado se “comportaria” diante de choques nessas variáveis e quais as variáveis que exerceriam maior influência no valor exportado.

Pode-se concluir que desvalorizações cambiais de fato elevam o valor, em divisas, das exportações brasileiras de soja em grão. Pelas funções de impulso-resposta constatou-se que o preço de exportação foi a variável que exerceu maior influência no valor exportado da mercadoria. Diante desse fato, o governo deveria tomar medidas que desonerassem as exportações brasileiras, reduzindo os preços de exportação, o que poderia elevar o valor exportado pelo Brasil, em soja em grão (principalmente no

curto prazo). Outro fato que deve ser levado em consideração é a influência negativa da renda externa ora na quantidade importada, ora nos preços de exportação, ora nos preços de importação.

Finalizando, pelos resultados, verifica-se que desvalorizações cambiais seriam aconselháveis ou desejáveis para aumentar o valor, em divisas, das exportações brasileiras, de soja em grão e talvez combater déficits em conta-corrente, porém, em resultados apresentados por trabalhos citados anteriormente, verifica-se que tais desvalorizações poderiam reduzir a captação de divisas por meio de exportação de bens manufaturados. No trabalho, contemplou-se apenas um produto agroindustrial e, uma análise com uma amostra maior contendo produtos pertencentes aos três setores da economia, poder-se-ia determinar melhor o efeito de uma desvalorização cambial sobre o valor das exportações brasileiras.

#### 5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRIANUAL. **Anuário estatístico da agricultura brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria e Comércio, 2004.

AZEVEDO, F. S. **Aspectos teóricos sobre comércio exterior e a evolução da balança comercial brasileira de 1950 a 2000**. 2002. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002.

BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília, DF: IPEA, 2002. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2004.

- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Desenvolvimento**. 2003. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 13 fev. 2004.
- CAMPOS, A. C. **Economic impacts of United States dollar devaluations on American**. 1978. Thesis (Ph.D) - State University Stillwater, Oklahoma, 1978.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil: 1955/95**. Brasília, DF: IPEA, 1997. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 8 maio 2004.
- CASTRO, A. S.; ROSSI JÚNIOR, J. L. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**. Brasília, DF: IPEA, 2000. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 8 maio 2004.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período de 1977/96: desempenho e determinantes**. Brasília, DF: IPEA, 1998. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2004.
- FERREIRA, A. H. B. Pass-through da taxa de câmbio: modelos teóricos e evidências empíricas para as exportações brasileiras de manufaturados. In: FONTES, R.; ARBEX, M. A. (Eds.). **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações**. Viçosa: UFV, 2000. p. 247-266.
- FIGUEIREDO, A. M. **Diferenciação por origem na competitividade das exportações mundiais da agroindústria de soja, no período de 1990 a 2002**. 2004. 133 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2004.
- FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION. **Faostat agriculture data**. Disponível em: <<http://apps.fao.org/page/collections?subset=agriculture>>. Acesso em: 13 fev. 2004.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University, 1994. 799 p.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **IPEA**. Disponível em: <[www.ipea.gov.br](http://www.ipea.gov.br)>. Acesso em: 15 maio 2004.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: Makron Books, 2004. 797 p.
- MAIA, S. F. **Modelos de vetores autorregressivos: uma nota introdutória**. Maringá: UEMG, 2001. (Texto para discussão, 60).
- MAIA, S. F.; SILVA, E. K. As exportações brasileiras de café (1961 a 2001): uma análise usando vetores autorregressivos (VAR). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 41., 2003, Juiz de Fora. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2003. CD-ROM.
- QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. **Eviews user's guide**. Irvine, 2004.
- REIS, E. J.; CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H.; ROSSI JÚNIOR, J. L.; ARAUJO, E. R. **Ajustamento externo e desvalorização cambial: perspectivas para 1999**. Brasília, DF: IPEA, 1999. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2004.
- SACHSIDA, A.; TEIXEIRA, J. R. **Impactos de desvalorizações cambiais sobre a conta corrente no Brasil**. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2004.
- SILVA NETO, S. P. Expansão da demanda sustenta produção. In: AGRIANUAL. **Anuário da agricultura brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Agroinformativos, 2004.
- SILVA, S. F.; BARROS, G. S. C. **O saldo comercial do agronegócio e seus determinantes**. 2003. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/zip/saldoagronegocio.pdf>>. Acesso em: 14 jun. 2004.
- TEJADA, C. A. O.; SOUZA FILHO, L. S.; COSTA, T. V. M. **O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços das exportações de produtos agropecuários do Rio Grande do Sul**. Disponível em: <[www.ups.thce.br](http://www.ups.thce.br)>. Acesso em: 15 nov. 2004.
- TIMOSSI, A. J. Mais mercados para o complexo da soja. In: AGRIANUAL. **Anuário da agricultura brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Agroinformativos, 2003.
- VIEIRA, W. C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo na agricultura-indústria no Brasil: 1982/88**. 1995. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1995.

## 6ANEXOS

TABELA 1 A – Resultado do teste ADF para identificação da presença de estacionariedade.

Variável	Teste ADF	Variável defasada	Teste ADF
Pexp	-3,011767 <sup>ns</sup>	$\Delta$ Pexp	-8,563846*
Qexp	-2,781140 <sup>ns</sup>	$\Delta$ Qexp	-8,538591*
R	-2,000603 <sup>ns</sup>	$\Delta$ R	-4,480115*
Tx	-1,705513 <sup>ns</sup>	$\Delta$ Tx	-5,221296*
Pimp	-2,358152 <sup>ns</sup>	$\Delta$ Pimp	-7,429453*
Qimp	-2,332371 <sup>ns</sup>	$\Delta$ Qimp	-6,322541*
Vexp	-1,866454 <sup>ns</sup>	$\Delta$ Vexp	-2,906808***

Fonte: Dados do trabalho.

\* significativo a 1%; \*\*\* significativo a 10%; <sup>ns</sup> não significativo.

TABELA 2A – Teste de Akaike (AIC), Schwartz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ) para determinar o número de defasagens dos modelos.

Produtos	Modelos estimados	Lags	AIC	SBC	HQ
Soja em grão	Oferta de exportação brasileira	1	-2.154252*	-1.274519*	-1.847202*
		2	-1.748773	-0.165254	-1.196083
		3	-1.877975	0.409330	-1.079644
		4	-1.878244	1.112847	-0.834273
	Demanda de importação mundial	1	-6.247884*	-5.725424*	-6.063692*
		2	-6.107360	-5.193056	-5.785025
		3	-6.029360	-4.723210	-5.568881
		4	-5.864356	-4.166361	-5.265733
	Valor exportado pelo Brasil	1	-2.325044	-1.454277*	-2.018058*
		2	-2.091862	-0.524482	-1.539287
		3	-2.047400	0.216593	-1.249236
		4	-2.416844*	0.543761	-1.373092

Fonte: Dados do trabalho.

TABELA 3A – Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para detectar presença de autocorrelação nos modelos estimados.

Produtos	Modelos estimados	Lags	Estatística LM	Probabilidade
Soja em grão	Oferta de exportação brasileira	1	13.89613	0.6065
		2	16.49819	0.4188
	Demanda de importação mundial	1	13.16708	0.1552
		2	5.663245	0.7731
	Valor exportado pelo Brasil	1	20.21445	0.2107
		2	22.58524	0.1253

Fonte: Dados do trabalho.

**TABELA 4A** – Teste Johansen-Juselius para co-integração.

Produtos	Modelo estimado		Autovalor máximo ( $\lambda_{\max}$ )	
			Valor observado	Valor crítico (5% de significância)
Soja em grão	Oferta de exportação brasileira	r = 0	19.20941	27.07
		R <= 1	9.084426	20.97
		R <= 2	4.865300	14.07
		R <= 3	2.615627	3.76
	Demanda de importação mundial	r = 0	10.16888	20.97
		R <= 1	6.067732	14.07
		R <= 2	1.574472	3.76
		R <= 3	2.615627	3.76
	Valor exportado pelo Brasil	r = 0	19.20941	27.07
		R <= 1	9.084426	20.97
		R <= 2	4.865300	14.07
		R <= 3	2.615627	3.76

Fonte: Dados do trabalho.

\* Indica presença de um vetor de co-integração, a 1%.

\*\* Indica presença de pelo menos um vetor de co-integração, a 5%.